



# ESTRUCTURA FACTORIAL Y FIABILIDAD DEL DRINKING MOTIVES QUESTIONNAIRE REVISED SHORT FORM (DMQ-R SF) EN ADOLESCENTES MEXICANOS

## *FACTOR STRUCTURE AND RELIABILITY OF THE DRINKING MOTIVES QUESTIONNAIRE REVISED SHORT FORM (DMQ-R SF) IN MEXICAN ADOLESCENTS*

---

**Ferran Padrós Blázquez**

*Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo Morelia, Michoacán (México).*

*fpadros@umich.mx*

*<https://orcid.org/0000-0001-8911-8096>*

**Víctor Santos Acosta Madueño**

*Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo Morelia, Michoacán (México).*

*victorsmadueno@gmail.com*

*<https://orcid.org/0000-0002-2787-5136>*

**Fabiola González Betanzos**

*Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo Morelia, Michoacán (México).*

*fbetanzos@umich.mx*

*<https://orcid.org/0000-0003-4585-7211>*

## Resumen

Uno de los instrumentos más utilizados y estudiados a nivel mundial para evaluar los motivos para consumir alcohol es el cuestionario de motivos para beber, Drinking Motives Questionnaire (DMQ) basado en el modelo de Cox & Klinger (1988), del cual se han realizado diferentes versiones y se han hallado distintas estructuras factoriales del mismo. Sin embargo, en México no se han estudiado las propiedades psicométricas del DMQ en ninguna de sus versiones. Objetivo. Debido a la necesidad de disponer de un instrumento para evaluar los motivos de consumo de alcohol, este estudio propone adaptar el instrumento en población adolescente mexicana. Método. Se administró la versión más larga del cuestionario (28 ítems) a 464 adolescentes de entre 13 y 18 años ( $M = 16.20$ ;  $DE = 1.24$ ), en esta muestra  $n=179$  eran del sexo femenino (55.1%). Resultados. Se compararon el ajuste de cinco versiones distintas del instrumento, el único modelo que obtuvo un ajuste adecuado fue el de la versión breve de 12 reactivos, además mostró adecuados índices de consistencia interna ( $\alpha = .88$  y  $\omega = .94$ ). Conclusión. La versión corta del DMQ-R-12 es un instrumento que ha mostrados validez de constructo y fiabilidad adecuadas para evaluar los motivos de consumo de alcohol en adolescentes mexicanos.

## Abstract

One of the most widely used and studied instruments worldwide to assess the reasons for consuming alcohol is the Drinking Motives Questionnaire (DMQ) based on the Cox & Klinger (1988) model, of which different versions have been made and have shown different factorial structures. However, in Mexico the psychometric properties of the DMQ and its versions have not been studied. Objective. Due to the need for an instrument to assess the reasons for alcohol consumption, this study set out to adapt and study some psychometric properties of the DMQ-R and its different versions in the Mexican adolescent population. Method. The longest version of the questionnaire (28 items) was administered to 464 adolescents between 13 and 18 years old ( $M = 16.20$ ;  $SD = 1.24$ ), in this sample  $n=179$  were female (55.1%). Results. Five different versions of the test were fitted. The only model that obtained an adequate fit was that of the short version of 12 questions, which also showed adequate internal consistency indexes ( $\alpha = .88$  y  $\omega = .94$ ). Conclusion. The short version of the DMQ-R-12 is an instrument that has shown adequate construct validity and reliability to evaluate the reasons for alcohol consumption in Mexican adolescents.

## Palabras clave

Alcohol, motivación, adolescentes, DMQ, fiabilidad.

## Key words

Alcohol, motivation, teenagers, DMQ, reliability.

## Introducción

Según la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2018), en 2016, el consumo patológico de alcohol estaba directamente relacionado con un 5.3% de muertes en el mundo y América es el segundo continente con mayor cantidad de fallecidos debido al consumo de alcohol. Por otro lado, el consumo excesivo de alcohol se ha asociado con la etiología de más de 200 enfermedades y trastornos (OMS, 2018). El inicio del consumo de alcohol en población mexicana se ha ubicado en los 14 años (Sánchez-Huesca & Fernández-Cáceres, 2014; Rodríguez-Puente et al., 2016). Es importante señalar que se ha hallado una relación positiva entre inicio temprano y consumo patológico de alcohol (Dumas et al., 2019).

Cooper en 1994, siguiendo el modelo de Cox & Klinger (1988), uno de los modelos más aceptados, propuso que el consumo de alcohol se debe fundamentalmente a cuatro motivos que se corresponden con cuatro mecanismos de reforzamiento. Dos aluden a mecanismos de reforzamiento negativo, uno que se deriva de las emociones o sensaciones negativas que se dejan de experimentar (ansiedad, tristeza, etc.) al consumir alcohol, y el otro como consecuencia de evitar el malestar que se experimenta por discriminación o rechazo social. Los otros dos se refieren a reforzamiento positivo, uno interno que se refiere al placer experimentado al consumir la droga y otro externo, que es el derivado de consecuencias como la aceptación por otras personas.

Sin embargo, Cooper et al. (1992) cuando diseñaron el instrumento Drinking Motives Questionnaire (DMQ) consideraron sólo tres factores: Mejora, Social y Afrontamiento (contemplando los efectos del reforzamiento positivo interno, externo y el reforzamiento negativo interno), el cual contaba con 15 reactivos, 5 de cada uno de los factores señalados. Sin embargo, en 1994, Cooper, publica el Drinking Motives Questionnaire-Revised (DMQ-R), donde incorpora el factor Conformidad (de 5 ítems, que aluden al mecanismo de reforzamiento negativo externo) a los otros tres (Mejora, Social y Afrontamiento) quedando la escala constituida por 20 reactivos.

Posteriormente, Grant et al. (2007) propusieron una nueva versión del cuestionario, el Modified Drinking Motives Questionnaire Revised (M-DMQ-R), dividiendo el factor Afrontamiento en dos, frente a la ansiedad y frente a la depresión. Se incrementó el número de ítems hasta 28, ya que se mantuvieron los 5 ítems de las escalas Mejora, Social y Conformidad, y se redactaron nuevos ítems que quedaron distribuidos en 4 para la nueva escala afrontamiento de la ansiedad y 9 para la escala de depresión. Por otro lado, Kuntsche & Kuntsche (2009) presentaron una versión abreviada de la DMQ-R, la conocida como Drinking Motive Questionnaire Revised Short Form (DMQ-R SF) cuyos cuatro factores se componen por 3 reactivos cada uno. Finalmente, Gómez-Fraguela et al. (2012) después de aplicar el M-DMQ-R de Grant et al. (2007) sugirieron una estructura de tres factores, en la que se agruparon el factor de Mejora y Social, los dos de afrontamiento (ansiedad y depresión) y se mantuvo el de conformidad. Pero, se distribuyeron de forma diferente, 12 en el primer factor de Afrontamiento (ante ansiedad y depresión), 10 en el segundo (Mejora y Social) y 6 en el tercero de Conformidad.

El DMQ y sus variantes, especialmente el DMQ-R, han sido instrumentos ampliamente estudiados frecuentemente en estudiantes universitarios (p. ej. Harbke et al., 2019) y adolescentes (Kuntsche et al., 2014), pero también en adultos (Crutzen & Kuntsche, 2013) y adultos mayores (Gilson et al., 2013). Habitualmente los estudios se han realizado en población general, pero también se han estudiado las propiedades psicométricas en muestras de pacientes psiquiátricos (Öster et al., 2017). Las escalas han sido traducidas y adaptadas en diferentes países como en Argentina (Caneto et al., 2014), Brasil (Hauck-Filho et al., 2012), China (Sun et al., 2015), Colombia (Pardo et al., 2016), España (Gómez-Fraguela et al., 2012; Mezquita et al., 2011), Estados Unidos (p. e.g. Harbke et al., 2019), Italia (Mazzardis et al., 2010; Zogmaister & Castelli, 2011), Hungría (Németh et al., 2012), Países bajos (Crutzen & Kuntsche, 2013), Portugal (Martin et al., 2016), Suecia (Nehlin & Öster, 2019; Öster et al., 2017), Suiza (Kuntsche et al., 2006) y Turquía (Evren et al., 2010). Además de estudios realizados con muestras de diferentes países europeos (Fernandes-Jesus et al., 2016; Kuntsche et al., 2014).

El DMQ-R ha mostrado un ajuste adecuado en diferentes estudios (Evren et al., 2010; Fernandes-Jesus et al., 2016; Hauck-Filho et al., 2012; Kuntsche, 2006; Martin et al., 2016; Sun et al., 2015; Zogmaister & Castelli, 2011). Por otro lado, la forma corta ha mostrado adecuada validez de constructo en 13 países europeos (Kuntsche et al., 2014), además del estudio realizado con adolescentes italianos (Mazzardis et al., 2010).

En algunos estudios se han puesto a prueba diferentes versiones haciendo uso del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) mediante comparación de modelos. En los estudios de Crutzen & Kuntsche (2013) y Németh et al. (2012) se reportó ajuste adecuado para el DMQ-R y mal ajuste del DMQ. En el estudio de Öster et al. (2017) se reportó ajuste dudoso para el DMQ-R y ajuste adecuado para DMQ-R SF. Posteriormente, dos de los mismos autores, Nehlin & Öster (2019), observaron ajuste adecuado para las versiones DMQ-R y la versión corta DMQ-R SF, también en el estudio de Harbke et al. (2019) se reportó un ajuste aceptable del DMQ-R y mejor ajuste todavía para la versión corta DMQ-R-SF. Finalmente, en estudios realizados con idioma español, el M-DMQ-R de Grant et al. (2007) mostró mejor ajuste que el modelo DMQ-R de Cooper (1994) en la investigación de Mezquita et al. (2011), pero Gómez-Fraguela et al. (2012) sugirieron una estructura de tres factores al aplicar los reactivos del M-DMQ-R de Grant et al. (2007). Por otro lado, Caneto et al. (2014) informaron que las versiones DMQ y DMQ-R mostraron ajuste excelente, sin embargo, el M-DMQ-R no resultó adecuado.

En relación con la consistencia interna, se han reportado valores de alfa de Cronbach aceptables de las subescalas de las soluciones halladas en los respectivos estudios (Caneto et al., 2014; Crutzen & Kuntsche, 2013; Evren et al., 2010; Fernandes-Jesus et al., 2016; Gómez-Fraguela et al., 2012; Harbke et al., 2019; Hauck-Filho et al., 2012; Kuntsche et al., 2006; Martin et al., 2016; Mazzardis et al., 2010; Mezquita et al., 2011; Nehlin & Öster, 2019; Németh et al., 2012; Öster et al., 2017; Pardo et al., 2016; Sun et al. 2015; Zogmaister & Castelli, 2011).

En México, se ha utilizado el cuestionario con el modelo DMQ-R (Casango-Campechano et al., 2017; Telumbre-Terrero et al., 2015). Sin embargo, no se han realizado estudios psicométricos de las diferentes versiones de la escala. Por ello, el objetivo principal del presente trabajo fue analizar la estructura factorial de las versiones, DMQ-28, DMQ-R-20, M-DMQ-R-28, DMQ-SF-12 y el modelo propuesto por Gómez-Fraguela et al., (2012, DMQ-15) a partir del análisis de los reactivos del M-DMQ-R. Asimismo, como objetivos específicos se consideró: 1) Explorar la bondad de los ítems y 2) Estudiar la consistencia interna haciendo uso de los índices alfa de Cronbach y omega de McDonald en jóvenes de entre 13 a 18 años.

## Método

### Diseño y Participantes

Se contó con un total de 464 estudiantes de secundaria y preparatoria, pero 129, es decir el 27.80% no fueron considerados para el estudio debido a que refirieron nunca haber consumido alcohol y 10 se eliminaron por no responder parte del cuestionario. Los 325 de participantes, cuyos cuestionarios se analizaron, refirieron tener entre 13 y 18 años ( $M = 16.20$ ;  $DE = 1.24$ ) y la mayoría eran de género femenino ( $n = 179$ ; 55.10%).

### Variables e instrumentos

Se administró el cuestionario traducido al español por Gómez-Fraguela et al. (2012) del Modified Drinking Motives Questionnaire Revised (M-DMQ-R) de Grant, et al. (2007) que consta de 28 ítems con 5 opciones de respuesta (de “nunca” a “siempre”, de 0 a 4). A partir de los reactivos de la M-DMQ-R pueden extraerse las demás versiones (véase Tabla 1). Las características psicométricas del cuestionario y sus versiones se describen en la introducción.

ESTRUCTURA FACTORIAL Y FIABILIDAD DEL DRINKING MOTIVES QUESTIONNAIRE REVISED SHORT FORM (DMQ-R SF) EN ADOLESCENTES MEXICANOS

**Tabla 1.** Distribución de los reactivos según los distintos modelos propuestos

Modelo	Social	Mejora	Conform	Afront Ans	Afront Dep
DMQ-R-28	1,4,7,10 y 13	3,6,9,12 y 26	15,18,24,25 y 28	2,8,11 y 19	5,14,16,17,20,21,22,23 y 27
	Social	Mejora	Conform	Afrontamiento	
DMQ-R-20	1,4,7,10 y 13	3,6,9,12 y 26	15,18,24,25 y 28	2,5,8,11 y 14	
	Social	Mejora	Afrontamiento		
DMQ-15	1,4,7,10 y 13	3,6,9,12 y 26	2,5,8,11 y 14		
	Mejora y Social		Conform	Afrontamiento	
DMQ-12 S-F	4,10 y 13	3,12 y 26	15,25 y 28	5,11 y 14	
	Mejora y Social		Conform	Afrontamiento	
DMQ-28	1,3,6,7,8,9,10,12,13 y 26		4,15,18,24,25 y 28	2,5,11,14,16,17,19,20,21,22,23 y 27	

Nota: Conform = Conformidad, Afront Ans = Afrontamiento ante la ansiedad, Afront Dep = Afrontamiento ante la depresión

## Procedimiento

Se obtuvo permiso para utilizar el cuestionario en la versión traducida al castellano por Gómez-Fraguela et al. (2012). Todos los ítems fueron revisados por 2 psicólogas y un psicólogo nacidos y criados en México, cuidando que las palabras utilizadas en cada reactivo fueran de uso común y comprensibles para la población mexicana. Los reactivos 2, 5, 6 y 7 se modificaron, después de llegar a acuerdos con los tres jueces, para favorecer la comprensión de las personas de nacionalidad mexicana. Posteriormente, la muestra se capturó mediante la colaboración de un alumno de Psicología que administró la escala completa M-DMQ-R-28, junto la recogida del dato sobre edad y sexo a alumnos de secundaria y preparatoria, después de obtener el permiso de los responsables de los centros educativos. La duración aproximada de la explicación sobre la investigación, la firma del consentimiento informado y la obtención de las respuestas a la escala de los participantes fue de 20 minutos. Un total de 10 escalas fueron eliminadas debido a que no se habían respondido los ítems en su totalidad.

## Análisis de datos

Se estudió la estructura interna a través de un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) mediante el estimador de máxima verosimilitud. Se considera un ajuste adecuado del modelo si  $\chi^2$  es no significativo y si  $\chi^2/df < 5$  es aceptable y  $< 3$  es excelente (Bollen, 1989), Asimismo, el índice de ajuste normado (NFI), no normado (NNFI), bondad de ajuste (GFI), bondad de ajuste ajustado (AGFI) y comparativo (CFI), cuyos valores se consideran adecuados cuando son mayores a 0.90 y excelentes cuando igualan o superan el 0.95 (Hu & Bentler, 1999). Además, se usaron los índices; error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y error de cuadrático medio (RMR), valores menores de .08, se consideran indicadores de un ajuste adecuado y menores a 0.05 excelentes (Kline, 1998).

Por otro lado, se calcularon los siguientes descriptivos; media aritmética, desviación estándar, asimetría y curtosis. Los valores de asimetría y curtosis entre -1 y 1 se considera que siguen la distribución normal (Bandalos & Finney, 2018). Para estudiar la bondad de los ítems, se hizo uso de la correlación de Pearson entre el ítem y la puntuación total de la escala corregida (sin sumar la puntuación del ítem). Así como el valor de alfa de Cronbach si dicho ítem se elimina. Para ser considerado un ítem adecuado, éste debe mostrar una correlación superior a 0.30, así como que no se incremente el valor del alfa de Cronbach si el ítem es eliminado (Costello & Osborne, 2005). Para el estudio de la fiabilidad se utilizaron dos índices, el alfa de Cronbach y el Omega de McDonald, este último, a diferencia del alfa se fundamenta en la matriz de covarianzas (Frías-Navarro, 2021) y en la matriz de correlaciones policóricas entre los ítems, se obtiene una fiabilidad que elude sesgos importantes como el número de ítems.

Para realizar los análisis se utilizaron los siguientes programas; el Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) versión 22.0 (IBM Corp Released, 2013), el AMOS versión 21 (Arbuckle, 2012) para el AFC y el JASP (JASP Team, 2021) para el cálculo de omega de McDonald.

## Consideraciones éticas

El protocolo de la presente investigación fue evaluado y recibió la aprobación del comité de ética de la Facultad de Psicología de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. Los padres o tutores de los participantes firmaron un consentimiento informado, y los adolescentes que participaron lo hicieron de forma voluntaria y anónima.

## Resultados

### Estructura interna

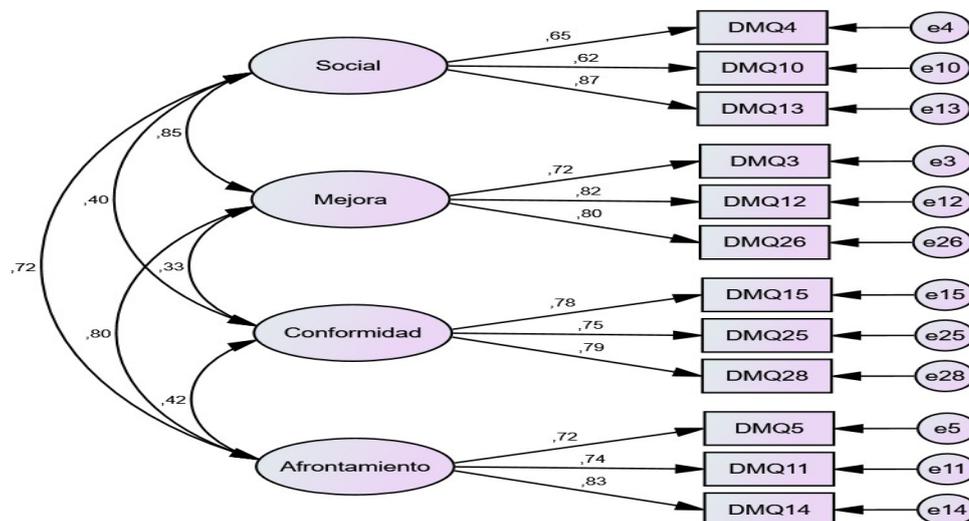
Se puso a prueba la estructura interna de los diferentes modelos mediante un AFC. Como puede observarse en la tabla 2, sólo el modelo DMQ-R-SF-12 de Kuntsche & Kuntsche (2009) mostró un índice de  $\chi^2/gf$  de 1.70, el cual es excelente, al igual que el resto de índices, sin embargo los otros modelos no mostraron índices de ajuste adecuados (ver Tabla 2). Véase el modelo en la Figura 1.

**Tabla 2.** Valores de los Índices de bondad de ajuste para los diferentes Modelos en el Análisis Factorial Confirmatorio

	Chi – Square	Df	RMSEA	NFI	CFI	GFI	AGFI	AIC
1. M-DMQ-R-28	1330.7	340	.09	.78	.82	.75	.70	1462.7
2. DMQ-R-20	591.18	164	.08	.84	.87	.84	.79	683.18
3. DMQ-28	1577.0	347	.10	.74	.78	.72	.67	1695.0
4. DMQ-15	334.34	87	.09	.88	.90	.87	.83	400.34
5. DMQ-R-SF-12	81.41	48	.04	.95	.98	.96	.94	141.41

Nota: Df grados de libertad, RMSEA Raíz del error cuadrático medio de aproximación; 90% CI 90% de Intervalo de Confianza, NFI Normal Fit Index, CFI Comparative Fit Index, GFI Goodnes of Fit Index, AGFI Adjusted of Fit Index, AIC Akaike information criterion.

Figura 1. Modelo DMQ-R-SF-12 de Kuntsche & Kuntsche (2009)



## Consistencia interna

Se calculó el alfa de Cronbach y el índice Omega de los factores y de la escala total de la versión DMQ-R-SF-12, los resultados indican una adecuada fiabilidad para la escala total ( $\alpha = .88$  y  $\omega = .94$ ). Por otro lado, también resultaron adecuados los índices de los cuatro factores, “Social” ( $\alpha = .75$  y  $\omega = .76$ ) “Mejora o Ánimo” ( $\alpha = .82$  y  $\omega = .82$ ), “Conformidad” ( $\alpha = .81$  y  $\omega = .82$ ) y “Afrontamiento” ( $\alpha = .80$  y  $\omega = .81$ ).

## Descripción de los ítems

Los ítems 15, 25 y 28 mostraron medias menores a 0.30, así mismo los valores de la desviación estándar resultaron menores a la unidad, en el resto de los ítems se observaron valores de la media entre 0.54 y 1.54 y las desviaciones estándar resultaron superiores a 0.95. Los valores de asimetría y curtosis resultaron inferiores a 2 en todos los factores, excepto los tres reactivos mencionados con anterioridad (15, 25 y 28) que mostraron valores por encima de 3 en asimetría y por encima de 12 de curtosis, por lo que se infiere que la distribución de las puntuaciones de dichos ítems no se ajustan a una distribución normal (ver Tabla 3).

Las correlaciones de cada ítem con la puntuación de la escala total corregida (es decir sin tener en cuenta dicho ítem) fueron superiores a 0.30, aunque los valores de los ítem 25 y 28 resultaron inferiores a 0.40. Por otro lado, al eliminar el ítem 25, el alfa del total de la escala se incrementa 0.002, el resto de ítems al ser eliminados no se aumenta la fiabilidad de la puntuación total del cuestionario (ver Tabla 3).

**Tabla 3.** Media, desviación estándar, asimetría, curtosis, correlación ítem-total corregida y alfa de Cronbach del total de la escala DRM-Q-SF

Ítem	M	DE	s	k	r ítem escala (corregida)	Alfa de la escala si se elimina ítem
3	1.11	1.14	0.73	-0.32	.610	.869
4	1.15	1.17	0.71	-0.43	.593	.870
5	0.66	1.09	1.70	1.96	.604	.870
10	1.63	1.32	0.27	-0.98	.518	.876
11	0.54	0.95	1.94	3.32	.609	.870
12	1.14	1.32	0.84	-0.50	.715	.862
13	1.54	1.34	0.36	-1.02	.736	.861
14	0.77	1.08	1.40	1.23	.681	.865
15	0.24	0.62	3.24	12.19	.443	.879
25	0.18	0.57	3.64	14.44	.320	.883
26	0.98	1.19	1.05	0.23	.703	.863
28	0.27	0.71	3.40	13.15	.362	.881

Nota: s = Asimetría y k = Curtosis.

### Descriptivos de las escalas

Respecto a los valores de las puntuaciones de las escalas, se observa que la puntuación media de la escala de Conformidad es notablemente inferior a la del resto. La escala de Afrontamiento muestra un punto por encima de la de Conformidad y medio punto por debajo de las escalas Social y Mejora. Por otro lado, observando los valores de asimetría y curtosis, destaca que las escalas de Afrontamiento y sobre todo la de Conformidad no muestran una distribución normal (ver Tabla 4).

**Tabla 4.** Descriptivos de las puntuaciones de los factores de la escala total del DRM-Q-SF

	Social	Mejora	Confor	Afronta	Total
M	4.32	3.23	0.70	1.96	10.22
DE	3.14	3.14	1.63	2.64	8.47
Min-Máx	0-12	0-12	0-12	0-12	0-43
s	0.43	0.88	3.40	1.67	0.99
k	-0.55	0.04	14.11	2.48	0.73

Nota: s = Asimetría y k = Curtosis.

## Discusión

El objetivo de la presente investigación fue estudiar las propiedades psicométricas de las diferentes versiones del cuestionario de motivos para consumir alcohol DMQ-28, DMQ-R-20, DMQ-R-SF-12, M-DMQ-R-15 y el modelo de Gómez-Fraguela et al. (2012) con los 28 ítems de la M-DMQ-R-12, así como la consistencia interna y bondad de los reactivos de las versiones con adecuada fiabilidad.

Solo la versión breve de DMQ-R-SF-12 de Kuntsche & Kuntsche (2009) mostró excelentes índices de ajuste en el AFC coincidiendo con lo hallado en el estudio de (Kuntsche et al., 2014) con muestras de 13 países europeos, también con lo reportado en otros estudios (Mazzardis et al., 2010; Harbke et al., 2019; Nehlin & Öster, 2019; Öster et al., 2017). Los modelos DMQ-28 de Cooper et al. (1992) y DMQ-R-20 de Cooper (1994) este último con notable sustento empírico (Caneto et al., 2014; Crutzen & Kuntsche, 2013; Harbke et al., 2019; Nehlin & Öster, 2019; Németh et al., 2012) no fueron en general adecuados de modo similar a lo observado en los estudios de Harbke et al. (2019) y Öster et al. (2017). Finalmente, los modelos extraídos de la M-DMQ-R de 28 ítems, (Grant et al., 2007; Gómez-Fraguela et al., 2012) claramente no resultaron adecuados. Debe comentarse que el modelo de Grant et al. (2007) solo ha mostrado adecuadas propiedades en el estudio original y en el de Mezquita et al. (2011), pero no en el de Caneto et al. (2014). Respecto a la versión de Gómez-Fraguela et al., (2012) no hemos hallado ningún estudio previo que haya probado la estructura interna que dichos autores obtuvieron.

La consistencia interna muestra valores de alfa de Cronbach y por primera vez de Omega adecuados, tanto para la escala total como para los cuatro factores de la versión corta DMQ-R-SF-12. Sobre todo, tomando en consideración que cada factor sólo consta de 3 reactivos y la escala total de 12. Dichos resultados coinciden con los estudios previos (Harbke et al., 2019; Kuntsche & Kuntsche, 2009; Kuntsche et al., 2014; Mazzardis et al., 2010; Nehlin & Öster, 2019; Öster et al., 2017).

Respecto a los reactivos, se observó que el ítem 25 al ser eliminado hace incrementar el valor de alfa de Cronbach, y la correlación de los ítems 25 y 28 con el total corregido son algo bajos, pero se observa una fuerte relación con la escala de Conformidad a la que corresponden. El resto de ítems mostraron adecuados indicadores respecto a la escala total y la subescala a la que pertenecen. Destacan los bajos valores promedios de los ítems 15, 25 y 28 los cuales pertenecen a la subescala Conformidad, dicha escala ha mostrado las puntuaciones más bajas en todos los estudios previos con la DMQ-R-SF (Harbke et al., 2019; Kuntsche & Kuntsche, 2009; Nehlin & Öster, 2019; Öster et al. 2017) y en los 11 países que reportan datos de las medias del estudio de Kuntsche et al. (2014) realizado con participantes de 13 países europeos. Nótese que la redacción de los reactivos (15. ...Para caerle bien a los otros, 25. ...Para encajar en un grupo que me agrada y 28. Para no sentirme excluido) son motivos que pueden ser difíciles de reconocer, por poca conciencia o por deseabilidad social, lo cual podría explicar la distribución no normal mostrada por dichos reactivos.

Por otro lado, se observa que la puntuación promedio de la escala de conformidad es la más baja, seguida de la de afrontamiento. Estos resultados son similares a los reportados en estudios previos (Harbke et al., 2019; Kuntsche et al., 2014; Nehlin & Öster, 2019; Öster et al. 2017). Lo cual podría también explicarse por las dificultades de reconocer conscientemente dichas motivaciones y por la deseabilidad social. Sería interesante en futuras investigaciones estudiar las posibles relaciones de los reactivos y escalas con alguna escala de deseabilidad social.

Debe comentarse como notable limitación del presente estudio que no se ha estudiado la validez de criterio de la escala. Asimismo, es importante señalar que el estudio sólo se ha realizado con población del estado de Michoacán, sería deseable en futuros estudios contar con muestras de diferentes estados de la república mexicana para incrementar la representatividad de los resultados.

En futuros estudios también sería conveniente estudiar la validez concurrente y discriminante, así como la fiabilidad test-retest de la escala.

A pesar de las limitaciones señaladas, puede concluirse, considerando los estudios previos de la DMQ-R-SF de 12 ítems y los resultados de la presente investigación, el cuestionario puede considerarse que tiene adecuada validez de constructo, adecuada consistencia interna y de gran utilidad para evaluar motivos para consumir alcohol en población adolescente de México.

## Referencias

- Arbuckle, J. L. (2011). IBM SPSS Amos 20 user's guide. Amos Development Corporation, SPSS Inc.
- Bandalos, D. L., & Finney, S. J. (2018). Factor Analysis: Exploratory and Confirmatory. En G. R. Hancock y R. O. Mueller (Eds.), *Reviewer's guide to quantitative methods*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315755649>
- Caneto, F., Cupani, M., & Pilatti, A. (2014). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Motivos de Consumo de Alcohol para Argentina. *Revista de Psicología*, 23(1), 21-32. <https://doi.org/10.5354/0719-0581.2014.32871>
- Casango-Campechano, O., Cortaza-Ramírez, L., & Villar-Luis, M. (2017). Motivos para el consumo de alcohol en estudiantes de secundaria de Minatitlán, Veracruz, México. *Revista Médica de la Universidad Veracruzana*, 17(2), 25-38.
- Cooper, M.L. (1994). Motivations for alcohol use among adolescents: Development and validation of a four-factor model. *Psychological Assessment*, 6(2), 117-128. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.6.2.117>
- Cooper, M. L., Russell, M., Skinner, J. B., & Windle, M. (1992). Development and validation of a three-dimensional measure of drinking motives. *Psychological Assessment*, 4(2), 123-132. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/1040-3590.4.2.123>
- Costello, A.B., & Osborne, J.W. (2005). Best Practices in Exploratory Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the Most From your Analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7), 1-9. <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- Cox, W. M., & Klinger, E. (1988). A motivational model of alcohol use. *Journal of Abnormal Psychology*, 97(2), 168-180. <https://doi.org/10.1037/0021-843x.97.2.168>
- Crutzen, R., & Kuntsche, E. (2013). Validation of the four-dimensional structure of drinking motives among adults. *European Addiction Research*, 19(4), 222-226. <https://doi.org/10.1159/000345457>
- Delgado, J. R. P. (2012). Exploración de los motivos para consumir alcohol en adolescentes. *Psicología Iberoamericana*, 20(1), 29-39. <https://www.redalyc.org/pdf/1339/133924623004.pdf>
- Doumas, D. M., Turrisi, R., Miller, R., Esp, S., & Flay, B. (2019). Age of drinking initiation as a mediator of the relationship between sensation seeking and heavy drinking among high school seniors. *Journal of Child & Adolescent Substance Abuse*, 28(1), 32-38. <https://doi.org/10.1080/1067828X.2018.1561579>
- Evren, C., Celik, S., Aksoy, R., & Cetin, T. (2010). Factorial structure, reliability and validity of the turkish version of the Drinking Motives Questionnaire-Revised in Male Alcohol Dependent Inpatients. *Dusunen Adam: Journal of Psychiatry & Neurological Sciences*, 23(3), 174-184. <https://doi.org/10.5350/DAJPN2010230305>
- Fernandes-Jesus, M., Beccaria, F., Demant, J., Fleig, L., Menezes, I., Scholz, U., ... & Cooke, R. (2016). Validation of the drinking motives questionnaire-revised in six European countries. *Addictive behaviors*, 62, 91-98. <http://dx.doi.org/10.1016/j.addbeh.2016.06.010>
- Frías-Navarro, D. (2021). Apuntes de consistencia interna de las puntuaciones de un instrumento de medida. Universidad de Valencia. España. <https://www.uv.es/friasnav/AlfaCronbach.pdf>
- Gerbing, D. W., & Anderson J. C. (1988). An update paradigm for scale development incorporating unidimensionality and its assessment. *Journal of Marketing Research*, 25(2), 186-192. <https://doi.org/10.2307/3172650>

ESTRUCTURA FACTORIAL Y FIABILIDAD DEL DRINKING MOTIVES QUESTIONNAIRE REVISED SHORT FORM (DMQ-R SF) EN ADOLESCENTES MEXICANOS

- Gilson, K. M., Bryant, C., Bei, B., Komiti, A., Jackson, H., & Judd, F. (2013). Validation of the Drinking Motives Questionnaire (DMQ) in older adults. *Addictive behaviors*, 38(5), 2196-2202. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2013.01.021>
- Gómez-Fraguela, J. A., González-Iglesias, B., Romero-Triñanes, E., Villar-Torres, P., & Luengo-Martín, M. A. (2012). ¿Por qué beben los jóvenes universitarios españoles? Análisis de la estructura del Drinking Motives Questionnaire Revised (DMQ-R). *Revista Española de Drogodependencias*, 37(2), 147-163. <http://hdl.handle.net/10550/47572>
- Grant, V. V., Stewart, S. H., O'Connor, R. M., Blackwell, E., & Conrod, P. J. (2007). Psychometric evaluation of the five-factor Modified Drinking Motives Questionnaire—Revised in undergraduates. *Addictive behaviors*, 32(11), 2611-2632. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2007.07.004>
- Harbke, C. R., Laurent, J., & Catanzaro, S. J. (2019). Comparison of the original and short form drinking motives questionnaire—revised with high school and underage college student drinkers. *Assessment*, 26(7), 1179-1193. <https://doi.org/10.1177%2F1073191117731812>
- Hauck-Filho, N., Teixeira, M. A. P., & Cooper, M. L. (2012). Confirmatory factor analysis of the Brazilian version of the Drinking Motives Questionnaire-Revised (DMQ-R). *Addictive behaviors*, 37(4), 524-527. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2011.11.023>
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equations Modeling*, 6, 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- IBM Corp Released, I. B. M. (2013). IBM SPSS statistics for Windows, version 22.0. IBM Corp.
- JASP Team (2021). JASP (Version) [Computer software].
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford.
- Kuntsche, E., Gabhainn, S. N., Roberts, C., Windlin, B., Vieno, A., Bendtsen, P., ... & Wicki, M. (2014). Drinking motives and links to alcohol use in 13 European countries. *Journal of studies on alcohol and drugs*, 75(3), 428-437. <https://doi.org/10.15288/jsad.2014.75.428>
- Kuntsche, E., Knibbe, R., Gmel, G., & Engels, R. (2006). Replication and validation of the Drinking Motive Questionnaire Revised (DMQ-R, Cooper, 1994) among adolescents in Switzerland. *European addiction research*, 12(3), 161-168. <https://doi.org/10.1159/000092118>
- Kuntsche, E., & Kuntsche, S. (2009). Development and validation of the Drinking Motive Questionnaire Revised Short Form (DMQ-R SF). *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 38, 899-908. <https://doi.org/10.1080/15374410903258967>
- Martin, J. L., Ferreira, J. A., Haase, R. F., Martins, J., & Coelho, M. (2016). Validation of the Drinking Motives Questionnaire-Revised across US and Portuguese college students. *Addictive behaviors*, 60, 58-63. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2016.03.030>
- Mazzardis, S., Vieno, A., Kuntsche, E., & Santinello, M. (2010). Italian validation of the drinking motives questionnaire revised short form (DMQ-R SF). *Addictive Behaviors*, 35(10), 905-908. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2010.05.002>

Mezquita, L., Stewart, S., Ibáñez, M. L., Ruipérez, M. A., Villa, M., Moya, J., & Ortet, G. (2011). Drinking motives in clinical and general populations. *European Addiction Research*, 17, 250–261. <http://dx.doi.org/10.1159/000328510>.

Nehlin, C., & Öster, C. (2019). Measuring drinking motives in undergraduates: an exploration of the Drinking Motives Questionnaire-Revised in Swedish students. *Substance abuse treatment, prevention, and policy*, 14(1), 1-6. <https://doi.org/10.1186/s13011-019-0239-9>

Németh, Z., Urbán, R., Farkas, J., Kuntsche, E., & Demetrovics, Z. (2012). Hungarian adaptation of the long and the short form of the drinking motives questionnaire (DMQ-R). *Magyar Pszichológiai Szemle*, 67(4), 673-694. <https://doi.org/10.1556/mpszle.67.2012.4.3>

Organización Mundial de la Salud (2018). Informe sobre la situación mundial del alcohol y la salud 2018. [https://iris.paho.org/bitstream/handle/10665.2/51352/OPSNMH19012\\_spa.pdf](https://iris.paho.org/bitstream/handle/10665.2/51352/OPSNMH19012_spa.pdf)

Öster, C., Arinell, H., & Nehlin, C. (2017). The Drinking Motives Questionnaire among Swedish psychiatric patients: An exploration of the four-factor structure. *Drug and alcohol review*, 36(3), 400-407. <https://doi.org/10.1111/dar.12421>

Pardo, L., Bernal, C., Ávila, D., & Muñoz, L. (2016). Análisis psicométrico del Cuestionario de Motivos del Consumo de Alcohol (CMC) en escolares de la ciudad de Bogotá. *Psicogente*, 19(36), 284-295. <http://doi.org/10.17081/psico.19.36.1298>

Prieto Ursúa, M., Charro Baena, M. B., Caperos Montalbán, J. M., Meneses Falcón, C., & Uroz Olivares, J. (2020). Alcohol consumption in adolescents: The predictive role of drinking motives. *Psicothema*, 32(2), 189-196. <https://doi.org/10.7334/psicothema2019.263>

Rodríguez-Puente, L. A., Alonso-Castillo, B. A., Alonso-Castillo, M. M., Alonso-Castillo, M. T., Armendàriz-García, N. A., & Oliva-Rodríguez, N. N. (2016). Consumo alcohólico e tabaco entre os adolescentes. *SMAD Revista Eletrônica Saúde Mental Álcool E Drogas*, 12(4), 200-206. <https://doi.org/10.11606/issn.1806-6976.v12i4p200-206>

Sánchez-Huesca, R., & Fernández-Cáceres, M. (2014). El perfil de los consumidores de Drogas. *Revista Ciencia-Academia Mexicana de Ciencias*, 65(1), 18-25. <https://biblat.unam.mx/es/revista/ciencia-academia-mexicana-deciencias/articulo/el-perfil-de-los-consumidores-de-drogas>

Sun, L., Windle, M., & Thompson, N. J. (2015). An exploration of the four-factor structure of the drinking motives questionnaire-revised among undergraduate students in China. *Substance use & misuse*, 50(12), 1590-1598. <https://doi.org/10.3109/10826084.2015.1027924>

Telumbre-Terrero, J. Y., Pimentel Jaimes, J. A., López Cisneros, M. A., Sánchez-Jaimes, B. E., & Fuentes Ocampo, L. (2015). Motivos para el consumo de alcohol en adolescentes de Chilpancingo Guerrero, México. *Revista Española de Drogodependencias*, 40(2), 72-83. <http://hdl.handle.net/10550/54870>

Zogmaister, C., & Castelli, L. (2011). Perché i giovani bevono? Versione italiana del DMQ-R (Cooper, 1994), strumento per l'indagine della motivazione al consumo di alcoolici. *Psicologia della Salute*, 1, 101-118. <https://doi.org/10.3280/pds2011-001008>